

Vypracované otázky na skúšku z VŠA 1

Otázka 1. Uveďte definíciu náhodného vektora a jeho distribučnej funkcie. Skonstruujte príklad funkcie z \mathbb{R}^2 do \mathbb{R} , ktorá je distribučnou funkciou nejakého náhodného vektora. Definujte kovariančnú maticu náhodného vektora a uveďte jej základné vlastnosti. Definujte kovarianciu dvoch náhodných vektorov.

Nech (Ω, S, P) je pravdepodobnostný priestor. Náhodný vektor $X = (X_1, \dots, X_n)^T$ nazývame také zobrazenie $X : \Omega \rightarrow \mathbb{R}^n$, že

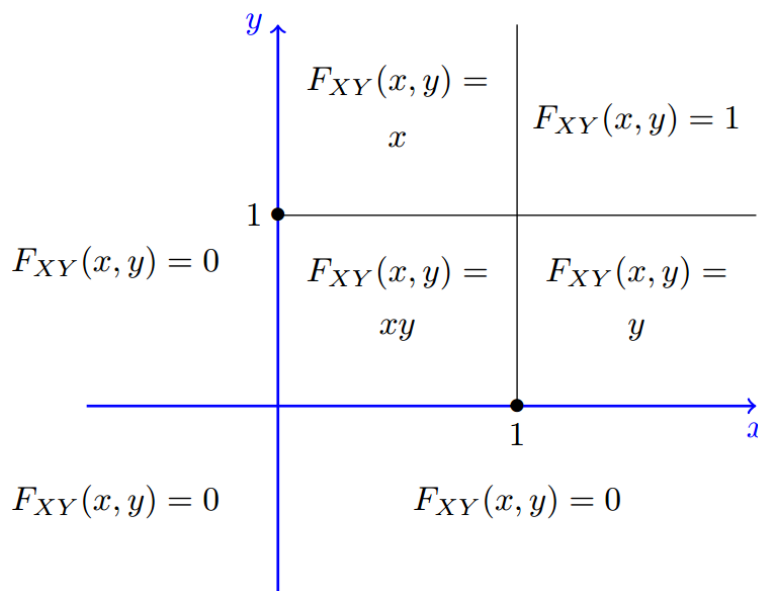
$$\forall x_i \subset (x_1, \dots, x_n)^T \in \mathbb{R}^n : \bigcap_{i=1}^n (\omega : X_i(\omega) < x_i) \in S$$

Distribučnú funkciu X nazývame

$$F : \mathbb{R}^n \rightarrow \mathbb{R} : F(X_1, \dots, X_n) = P\left(\bigcap_{i=1}^n (\omega : X_i(\omega) < x_i)\right) = P(X < x)$$

Príklad funkcie z \mathbb{R}^2 do \mathbb{R} , ktorá je distribučnou funkciou nejakého náhodného vektora:

Nech $X, Y \sim R(0, 1)$, potom distribučná funkcia $F_{XY}(x, y)$ náhodného vektora $(X, Y)^T$ je



Kovariančná matica náhodného vektora je

$$\begin{pmatrix} \text{Var}(X_1) & \dots & \text{Cov}(X_1, X_n) \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \text{Cov}(X_n, X_1) & \dots & \text{Var}(X_n) \end{pmatrix}$$

Vlastnosti kovariančnej matice sú

$$\text{Var}(X) \geq 0$$

$$\text{Var}(X) = E(XX^T) - E(X)E^T(X)$$

$$\text{Var}(a^T X) = a^T \text{Var}(X) a$$

$$\text{Var}(AX + b) = A \text{Var}(X) A^T$$

$$\text{Cov}(X + Y, Z) = \text{Cov}(X, Z) + \text{Cov}(Y, Z)$$

$$\text{Cov}(AX, BY) = A \text{Cov}(X, Y) B^T$$

$$\text{Var}(X + Y) = \text{Var}(X) + \text{Var}(Y) + \text{Cov}(X, Y) + \text{Cov}(Y, X)$$

Kovariancia dvoch náhodných vektorov je

$$\text{Cov}(X, Y) = E[(X - E(X))(Y - E(Y))]$$

Otázka 2. Nech X_1, X_2 sú náhodné vektory a nech existuje $E(X_1)$. Zadefinujte podmienenú strednú hodnotu a podmienenú varianciu náhodného vektora X_1 za podmienky, že $X_2 = x_2$. Nech X_1, X_2 sú náhodné vektory a nech existuje $E(X_1)$. Popíšte aproximáciu X_1 funkciou X_2 pomocou podmienenej strednej hodnoty $E(X_1|X_2)$.

Podmienená stredná hodnota náhodného vektora je

$$E(X_1|X_2 = x_2) = \int_{\mathbb{R}} x_1 f(X_1|X_2 = x_2) dx_1,$$

kde

$$f(X_1|X_2 = x_2) = \frac{f(x_1, x_2)}{f(x_2)}$$

Podmienená variancia náhodného vektora je

$$\text{Var}(X_1|X_2 = x_2) = E(X_1 X_1^T | X_2 = x_2) - E(X_1|X_2 = x_2) E^T(X_1|X_2 = x_2)$$

Pre každú merateľnú funkciu $h(X_2) = E(X_1|X_2)$ platí

$$E[X_1 - h(X_2)]^2 \geq E[X_1 - E(X_1|X_2)]^2$$

Rovnosť nastáva práve vtedy, keď $h(X_2) = E(X_1|X_2)$ s pravdepodobnosťou 1. To je všeobecná aproximácia X_1 funkciou X_2 pomocou podmienenej strednej hodnoty $E(X_1|X_2)$.

Otázka 3. Uvažujme náhodné premenné X, Y s distribučnými funkciami F, G a združenou distribučnou funkciou H . Definujte kopulu týchto náhodných premenných a popíšte vzťah medzi kopulou C a distribučnými funkciami F, G, H .

$C : \langle 0, 1 \rangle^2 \rightarrow \mathbb{R}$ nazývame 2-rozmernou kopulou, ak platia nasledovné vlastnosti:

$$1. \quad C(u, 0) = 0$$

$$C(0, v) = 0$$

$$2. \quad C(u, 1) = u$$

$$C(1, v) = v$$

$$3. \quad \text{objem kopule } V_C([u, v]) \geq 0$$

Nech H je 2-rozmerná združená distribučná funkcia s marginálnymi distribučnými funkciami F, G a kvantilovými funkciami F^{-1}, G^{-1} . Potom existuje 2-rozmerná kopula C taká, že:

$$H(x, y) = C(F(x), G(y))$$

a

$$C(u, v) = H(F^{-1}(u), G^{-1}(v))$$

Otázka 4. Nech C je n -rozmerná kopula. Popíšte jej ohraničenia (dolné a horné) a stručne popíšte ich odvodenie pre $n = 2$.

Dolné ohraničenie

$$W^{(n)}(u_1, \dots, u_n) = \max\{u_1 + \dots + u_n - n + 1, 0\}$$

Odvodenie pre $n = 2$: Nech $U = 1 - V$

$$W(u, v) = P[U < u, V < v] = P[U < u, 1 - U < v] = P[U < u, U > 1 - v] = \begin{cases} u + v - 1 & \text{ak } 1 - v < u \\ 0 & \text{ak inak} \end{cases}$$

Horné ohraničenie

$$M^{(n)}(u_1, \dots, u_n) = \min\{u_1, \dots, u_n\}$$

Odvodenie pre $n = 2$: Nech $U = V$

$$M(u, v) = P[U < u, V < v] = \min\{u, v\}$$

Otázka 5. Nech p -rozmerný náhodný vektor X má regulárne viacrozmerné normálne rozdelenie $N_p(\mu, \Sigma)$. Akú má X hustotu, strednú hodnotu a kovariančnú maticu? Aké rozdelenie majú zložky vektora X ? Aké rozdelenie má vektor $AX + b$, kde $b \in \mathbb{R}^k$ a A je matica typu $k \times p$? Hustota viacrozmerného normálneho rozdelenia X je

$$f(x) = \frac{1}{(2\pi)^{\frac{p}{2}} |\Sigma|^{\frac{1}{2}}} \exp\left(-\frac{1}{2}(x - \mu)^T \Sigma^{-1}(x - \mu)\right),$$

Stredná hodnota viacrozmerného normálneho rozdelenia X je μ .

Kovariančná matica viacrozmerného normálneho rozdelenia X je Σ .

Zložky vektora X majú tiež normálne rozdelenie $X_i \sim N_1(\mu_i, \Sigma_{ii})$.

Vektor $AX + b$ má rozdelenie $N_q(A\mu + b, A\Sigma A^T)$.

Otázka 6. Nech X_1, \dots, X_n je náhodný výber z p -rozmerného rozdelenia so strednou hodnotou μ a kovariančnou maticou Σ . Definujte základné výberové charakteristiky a uveďte ich strednú hodnotu.

Výberový priemer je

$$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$$

Stredná hodnota výberového priemeru je

$$E(\bar{X}) = E\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i\right) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E(X_i) = \frac{1}{n} n\mu = \mu$$

Výberová kovariančná matica je

$$S = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})(X_i - \bar{X})^T$$

Stredná hodnota výberovej kovariančnej matice je

$$\begin{aligned}
 E(S) &= E\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})(X_i - \bar{X})^T\right) \\
 &= E\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i X_i^T - \bar{X} \bar{X}^T\right) \\
 &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E(X_i X_i^T) - E(\bar{X} \bar{X}^T) \\
 &= (\Sigma + \mu \mu^T) - \left(\frac{1}{n} \Sigma + \mu \mu^T\right) \\
 &= \frac{n-1}{n} \Sigma
 \end{aligned}$$

Otázka 7. Nech $X \sim N_p(0, \Sigma)$, A je matica typu $p \times p$ a $A\Sigma$ je idempotentná. Uveďte, aké rozdelenie má kvadratická forma $X^T A X$ a vypočítajte jej strednú hodnotu.

Ak $A\Sigma$ je idempotentná, potom kvadratická forma $X^T A X$ má Chí-kvadrát rozdelenie χ_r^2 , kde $tr(A\Sigma) = r$.

$$\begin{aligned}
 E(X^T A X) &= E(tr(X^T A X)) \\
 &= E(tr(A X X^T)) \\
 &= tr(A E(X X^T)) \\
 &= tr(A(\Sigma + \mu \mu^T)) \\
 &= tr(A\Sigma) + tr(A\mu \mu^T) \\
 &= tr(A\Sigma) + tr(\mu^T A \mu) \\
 &= tr(A\Sigma) + \mu^T A \mu
 \end{aligned}$$

Keďže $\mu = 0$, tak $E(X^T A X) = tr(A\Sigma)$.

Otázka 8. Definujte Wishartovo rozdelenie. Ukážte, že ak $M \sim W_p(\Sigma, n)$, potom $E(M) = n\Sigma$. Nech X_1, \dots, X_n je náhodný výber z $N_p(0, \Sigma)$. Nech $X = (X_1, \dots, X_n)^T$. Potom rozdelenie matice $M = X^T X$ nazývame Wishartovým rozdelením s n stupňami voľnosti.

$$E(M) = E(X^T X) = E\left(\sum_{i=1}^n X_i X_i^T\right) = nE(X_i X_i^T) = n[D(X_i) + E(X_i)E(X_i^T)] = n\Sigma$$

Otázka 9. Nech X_1, \dots, X_n je náhodný výber z $N_p(0, \Sigma)$. Definujte výberovú kovariančnú maticu a uveďte jej rozdelenie. Nech X_1, \dots, X_n je náhodný výber z $N_p(\mu, \Sigma)$ a $Y_i = AX_i$, $i = 1, \dots, n$. Vyjadrite výberový priemer a výberovú kovariančnú maticu Y pomocou výberového priemeru a výberovej kovariančnej matice X .

Výberová kovariančná matica X je

$$S_X = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})(X_i - \bar{X})^T$$

Rozdelenie výberovej kovariančnej matice je

$$S \sim \frac{1}{n} W_p(\Sigma, n-1)$$

Výberový priemer Y je

$$\bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n AX_i = \frac{A}{n} \sum_{i=1}^n X_i = A\bar{X}$$

Výberová kovariančná matica Y je

$$S_Y = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})(Y_i - \bar{Y})^T = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (AX_i - A\bar{X})(AX_i - A\bar{X})^T = \frac{A^2}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})(X_i - \bar{X})^T = A^2 S_X$$

Otázka 10. Zadefinujte Fisherovu informačnú maticu a uveďte dolné ohraničenie pre varianciu odhadu $\hat{\theta} = t(X)$ parametra θ .

Fisherová informačná matica je kovariančná matica skórovej funkcie.

$$F_n = \text{Var} \left[\frac{\partial l(X, \theta)}{\partial \theta} \right] = -E \left[\frac{\partial^2 l(X, \theta)}{\partial \theta \partial \theta^T} \right]$$

kde $l(X, \theta) = \ln L(X, \theta) = \ln(f(x_{11}, \dots, x_{1n}) \dots f(x_{n1}, \dots, x_{nn}))$.

Ak $\hat{\theta} = t(X)$ je ľubovoľný nevychýlený odhad θ , potom za podmienok regularity platí

$$D(t(X)) \geq F_n^{-1}$$

Otázka 11. Nech $X = (X_1, \dots, X_n)^T$ je náhodný výber z rozdelenia závislého od parametra $\theta \in \mathbb{R}^k$. Zadefinujte test pomerom vierohodnosti pre $H_0 : \theta \in \Theta_0$ oproti $H_1 : \theta \in \Theta_1$ na hladine významnosti α . Uveďte tvar kritickej oblasti pre tento prípad, tvar testovacej štatistiky a jej asymptotické rozdelenie.

Test pomerom vierohodnosti má testovaciu štatistiku

$$\lambda(x) = \frac{L_0^*}{L_1^*}, \quad L_i^* = \max_{\theta \in \Theta_i} L(X, \theta)$$

Resp.

$$-2 \ln(\lambda(x)) = 2(l_1^* - l_0^*),$$

kde $-2 \ln(\lambda(x)) \sim \chi_{q-r}^2$.

Kritická oblasť likelihood ratio testu na hladine významnosti α je

$$W = \{x : \lambda(x) < c\}$$

Resp.

$$W = \{x : -2 \ln(\lambda(x)) > k\}$$

Otázka 12. Uvažujme dva nezávislé náhodné výbery rozsahu n z dvojrozmerného normálneho rozdelenia $N_2(\mu, \Sigma)$. Uveďte test pomerom vierohodnosti pre hypotézu $H_0 : \mu_1 = \mu_2$, kde $\mu = (\mu_1, \mu_2)^T$.

1. Vypočítame $\bar{X}_1, \bar{X}_2, S_1, S_2$.

2. Vieme, že:

$$\bar{X}_1 - \bar{X}_2 \sim N_2(\mu_1 - \mu_2, \frac{1}{n_1} \Sigma + \frac{1}{n_2} \Sigma)$$

3. Výberová variančná matica je:

$$n_1 S_1 + n_2 S_2 \sim W_2(\Sigma, n_1 + n_2 - 2)$$

Označme si

$$S = \frac{1}{n_1 + n_2} (n_1 S_1 + n_2 S_2)$$

kde S je nezávislé od $(\bar{X}_1 - \bar{X}_2)$.

4. Testovacia štatistika je

$$\frac{n_1 n_2 (n_1 + n_2 - 2)}{(n_1 + n_2)^2} (\bar{X}_1 - \bar{X}_2)^T S^{-1} (\bar{X}_1 - \bar{X}_2) \sim T^2(2, n_1 + n_2 - 2)$$

alebo

$$(\bar{X}_1 - \bar{X}_2)^T S^{-1} (\bar{X}_1 - \bar{X}_2) \sim \frac{2(n_1 + n_2)^2}{n_1 n_2 (n_1 + n_2 - 2 - 1)} F(2, n_1 + n_2 - 2 - 1)$$

Otázka 13. Uvažujme dva náhodné výbery X_1, \dots, X_n z $N_p(\mu_1, \Sigma)$ a Y_1, \dots, Y_n z $N_p(\mu_2, \Sigma)$, medzi ktorými existuje prirodzené párovanie. Odvoďte test pomerom vierohodnosti pre hypotézu $H_0: \mu_1 = \mu_2$.

$$\begin{pmatrix} X \\ Y \end{pmatrix} \sim N_{2p} \left(\begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \Sigma_{11} & \Sigma_{12} \\ \Sigma_{21} & \Sigma_{22} \end{pmatrix} \right)$$

Nech $d_i = X_i - Y_i$. Potom

$$\mu_d = E(X - Y) = \mu_1 - \mu_2$$

Testovaciu hypotézu môžeme upraviť na $H_0: \mu_d = 0$. Ďalej

$$\begin{aligned} \bar{d} &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n d_i \\ S_d &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (d_i - \bar{d})(d_i - \bar{d})^T \end{aligned}$$

Testovacia štatistika je

$$(n-1) d^T S^{-1} d \sim T^2(p, n-1)$$

Otázka 14. Uvažujme lineárny regresný model tvaru $Y_{n \times p} = X_{n \times q} B_{q \times p} + \varepsilon_{n \times p}$. Popíšte spôsob testovania lineárnej hypotézy o neznámych parametroch $H_0: LB = 0$, kde L je matica typu $r \times p$. Testovaním zisťujeme, buď či niektoré faktory X_i majú vplyv na pozorovania, t. j. $H_0: \beta_i = 0$, alebo testujeme rovnosť vplyvu faktorov na pozorovania, t. j. $H_0: \beta_i = \beta_j$.

$$\begin{aligned} H_{p \times p} &= \hat{B}^T L^T [L(X^T X)^{-1} L^T]^{-1} L \hat{B} \\ E_{p \times p} &= \varepsilon^T \varepsilon = Y^T Y - \hat{B}^T (X^T X)^{-1} \hat{B} \end{aligned}$$

Usporiadame vlastné hodnoty matice $E^{-1}H$: $\lambda_1 \geq \dots \geq \lambda_p \geq 0$ a testujeme pomocou niektorej testovacej štatistiky.

Otázka 15. Uveďte najčastejšie používané testovacie štatistiky pre testy hypotéz vo viacrozmernom regresnom modeli.

Pillaiovo stopové kritérium:

$$P = \text{tr}[(E + H)^{-1}E] = \sum_{i=1}^p \frac{\lambda_i}{1 + \lambda_i}$$

Wilksovo Λ -kritérium:

$$W = \det|(E + H)^{-1}E| = \prod_{i=1}^p (1 + \lambda_i)^{-1}$$

Hotelling-Lawleyovo stopové kritérium:

$$HL = \text{tr}(E^{-1}H) = \sum_{i=1}^p \lambda_i$$

Royovo kritérium najväčšej vlastnej hodnoty:

$$R = \max_{\lambda} (E^{-1}H) = \lambda_1$$

Otázka 16. Nech Y_{ij} je j -te pozorovanie, $j = 1, \dots, n_i$ v i -tom základnom súbore $N(\mu_i, \sigma^2)$, $i = 1, \dots, I$. Testujeme hypotézu $H_0: \mu_1 = \dots = \mu_I (= \mu)$. Zostavte zodpovedajúci model jednofaktorovej analýzy rozptylu pre tento prípad a uveďte postup testovania hypotéz.

Predpoklady modelu sú:

- nezávislosť
- normalita
- homoskedasticita

Platí: $Y_{ij} = \mu_i + \varepsilon_i$, kde ε_i je náhodná chyba z $N(0, \sigma^2)$. Ďalej nech

$$\begin{aligned} Y_{i.} &= Y_{i1} + \dots + Y_{in_i} \\ Y_{..} &= Y_{1.} + \dots + Y_{I.} \\ SS_H &= \sum_i n_i (\bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{..})^2 \\ SS_E &= \sum_i \sum_j (Y_{ij} - \bar{Y}_{i.})^2 \end{aligned}$$

1. $H_0: \mu_1 = \dots = \mu_I (= \mu)$

Testovacia štatistika je

$$F = \frac{\frac{SS_H}{I-1}}{\frac{SS_E}{n-I}} \sim F(I-1, n-I)$$

2. Zistiť, ktoré rozdiely $\mu_i - \mu_j$ sú rôzne od nuly. Napr. pomocou Tukeyho procedúry.

Otázka 17. Nech $Y_{ijk} \sim N(\mu_{ij}, \sigma^2)$ je k -te pozorovanie, $k = 1, \dots, K$ na i -tej úrovni faktora A a j -tej úrovni faktora B . Zostavte zodpovedajúci model dvojfaktorovej analýzy rozptylu pre tento prípad a uveďte postup testovania hypotéz.

$$\begin{aligned} SS_A &= JK \sum_i (\bar{Y}_{i..} - \bar{Y}_{...})^2 \\ SS_B &= IK \sum_j (\bar{Y}_{.j.} - \bar{Y}_{...})^2 \\ SS_{AB} &= K \sum_i \sum_j (\bar{Y}_{ij.} - \bar{Y}_{i..} - \bar{Y}_{.j.} + \bar{Y}_{...})^2 \\ SS_E &= \sum_i \sum_j \sum_k (Y_{ijk} - \bar{Y}_{ij.})^2 \end{aligned}$$

$$1. H_{AB}: (\alpha\beta)_{ij} = \mu_{ij} - \frac{1}{J} \sum_j \mu_{ij} - \frac{1}{I} \sum_i \mu_{ij} + \frac{1}{IJ} \sum_i \sum_j \mu_{ij} = 0$$

Slovne: Testujeme interakciu i -tej úrovne A s j -tou úrovňou B .

Testovacia štatistika je

$$F_{AB} = \frac{\frac{SS_{AB}}{(I-1)(J-1)}}{\frac{SS_E}{IJ(k-1)}} \sim F((I-1)(J-1), IJ(k-1))$$

2. Ak interakcie nie sú významné:

$$H_A: \alpha_i = \frac{1}{J} \sum_j \mu_{ij} - \frac{1}{IJ} \sum_i \sum_j \mu_{ij} = 0$$

Slovne: Testujeme efekt faktora A na i -tej úrovni.

$$F_A = \frac{\frac{SS_A}{(I-1)}}{\frac{SS_E}{IJ(k-1)}} \sim F((I-1), IJ(k-1))$$

$$H_B: \beta_j = \frac{1}{I} \sum_i \mu_{ij} - \frac{1}{IJ} \sum_i \sum_j \mu_{ij} = 0$$

Slovne: Testujeme efekt faktora B na j -tej úrovni.

$$F_B = \frac{\frac{SS_B}{(J-1)}}{\frac{SS_E}{IJ(k-1)}} \sim F((J-1), IJ(k-1))$$

3. Zistiť, ktoré rozdiely $\alpha_i - \alpha_j$, $\beta_i - \beta_j$ sú rôzne od nuly. Napr. pomocou Tukeyho procedúry.

Otázka 18. Nech Y_{ij} je j -te pozorovanie, $j = 1, \dots, n_i$ v i -tom základnom súbore $N_p(\mu_i, \Sigma)$, $i = 1, \dots, I$. Testujeme hypotézu $H_0: \mu_1 = \dots = \mu_I (= \mu)$. Zostavte zodpovedajúci model viacrozmernej jednofaktorovej analýzy rozptylu pre tento prípad a uveďte postup testovania hypotéz.

$$\begin{aligned} H &= \sum_i^k n_i (\bar{Y}_{.i} - \bar{Y}_{..}) (\bar{Y}_{.i} - \bar{Y}_{..}) \\ E &= \sum_i^k \sum_j^n (Y_{ij} - \bar{Y}_{.i}) (Y_{ij} - \bar{Y}_{.i})^T \end{aligned}$$

$$1. H_0: \mu_1 = \dots = \mu_I (= \mu)$$

Testovacia štatistika je

$$\frac{E}{|E+H|} \sim \Lambda(p, n-k, n-k)$$

2. Zistiť, ktoré rozdiely $\mu_i - \mu_j$ sú rôzne od nuly. Napr. pomocou Tukeyho procedúry.

Otázka 19. 32 zdravých a 32 chorých ľudí sme podrobili klinickému testu pozostávajúcemu zo štyroch položiek. Príslušné výsledky podľa zdravotného stavu boli nasledovné: $\bar{Y}_s = (12, 14, 17, 22)$, $\bar{Y}_v = (15, 16, 23, 27)$. Popíšte hypotézy profilovej analýzy, ktoré by sme v tomto prípade mohli testovať (predpokladajte, že nezamietame hypotézu o rovnobežnosti profilov).

Nech

$$C = \begin{pmatrix} 1 & -1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & -1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & -1 \end{pmatrix}$$

Ďalej $n_1 = n_2 = 32$ a $p = 4$.

1. Rovnobežnosť profilov: $H_0 : C(\mu_s - \mu_v) = 0$

Testovacia štatistika je

$$\frac{n_1 n_2 (n_1 + n_2 - 2)}{(n_1 + n_2)^2} [C(\bar{Y}_s - \bar{Y}_v)]^T (CSC)^{-1} [C(\bar{Y}_s - \bar{Y}_v)] \sim T^2(p-1, n_1 + n_2 - 2)$$

2. Rovnosť dvoch úrovní: $H_0 : 1_4^T(\mu_s - \mu_v) = 0$

Testovacia štatistika je

$$\frac{n_1 n_2 (n_1 + n_2 - 2)}{(n_1 + n_2)^2} \frac{[1_4^T(\bar{Y}_s - \bar{Y}_v)]}{1_4^T S 1_4} \sim T^2(1, n_1 + n_2 - 2)$$

3. Efekt ošetrovania: $H_0 : \frac{1}{2}C(\mu_s + \mu_v) = 0$

Testovacia štatistika je

$$\frac{n_1 n_2 (n_1 + n_2 - 2)}{(n_1 + n_2)^2} [C\bar{Y}]^T (CSC)^{-1} [C\bar{Y}] \sim T^2(p-1, n_1 + n_2 - 2)$$

Otázka 20. Zostavte model pre situáciu, v ktorej máme súčasne kvalitatívne aj kvantitatívne premenné a popíšte postup testovania hypotéz v tomto prípade.

Model je

$$Y = X\beta + C\gamma + \varepsilon$$

kde X je matica analýzy rozptylu, C je k -ty stĺpec: n -pozorovaní k -tej kvantitatívnej premennej. Stĺpce C sú lineárne nezávislé od stĺpcov X .

Postup testovania hypotéz:

1. Testujeme vplyv sprievodných premenných na pozorovania, t. j. $H_0^1 : \gamma = 0$

Testovacia štatistika je

$$F = \frac{n-r-t}{t} \frac{H_1 - T}{T} \sim F(t, n-r-t)$$

kde

$$\begin{aligned}h(X) &= r \\h(C) &= t \\H_1 &= \min_{\beta} (Y - X\beta)^T (Y - X\beta) \\T &= \min_{\beta, \gamma} (Y - X\beta - C\gamma)^T (Y - X\beta - C\gamma)\end{aligned}$$

2. $H_0^2: \alpha_1 = \dots = \alpha_p$, resp. $H_0^2: LB = 0$

Testovacia štatistika je

$$F = \frac{n-r-t}{s} \frac{H_2 - T}{T} \sim F(s, n-r-t)$$

kde

$$H_2 = \min_{LB=0} (Y - X\beta - C\gamma)^T (Y - X\beta - C\gamma)$$